

La producción de salud infantil en Colombia: una aproximación*

Production of child health in Colombia: An approach

Luis Miguel Tovar Cuevas**
Gustavo Adolfo García Cruz***

Resumen

En este trabajo se logra una aproximación nacional a los principales factores que inciden en la producción de salud infantil, así como a los determinantes de la demanda por insumos de salud, entre otros. Los datos para el estudio se tomaron de la Encuesta Nacional de Demografía y Salud 2005. El ejercicio econométrico se hizo instrumentando variables y estimando en dos etapas no lineales para corregir problemas de endogeneidad en los insumos. En general, se encontró que el estado de salud de largo plazo de los infantes, medido con un indicador de

* Agradecemos los comentarios de los profesores María Teresa Victoria, de la Pontificia Universidad Javeriana, Cali, y Juan Sebastián Vélez, de la Universidad del Valle; igualmente agradecemos por sus valiosos comentarios a Carolina Charry y a los dos evaluadores anónimos.

** Profesor del Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Javeriana, Cali, y la Universidad Autónoma de Occidente. Investigador del Grupo de Investigación en Desarrollo Regional (GIDR), Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Pontificia Universidad Javeriana, AA 26239, Cali, Colombia. Correo electrónico: ltovar@puj.edu.co.

*** Profesor e investigador asociado al CIDSE del Departamento de Economía de la Universidad del Valle, AA 25360, Cali, Colombia. Correo electrónico: gustagar@univalle.edu.co.

Este artículo fue recibido el 28 de febrero de 2007, modificado el 22 de mayo de 2007 y aceptado el 25 de mayo de 2007.

nutrición (z-talla), está determinado por: i) la conducta preventiva de la madre durante el embarazo; ii) la disponibilidad de recursos dentro del hogar, y iii) características del niño como la edad y el género.

Palabras clave: Producción de salud infantil, insumos de salud, nutrición infantil, determinantes, modelo Multinomial, z-talla, economía de la salud.

Clasificación JEL: I12.

Abstract

This paper achieves a national approach to the main factors that influence the child health production, as well as the determinants of the demand for health inputs in Colombia. Data was taken from the National Health and Demographic Survey 2005. In order to correct endogeneity problems in the inputs, the empiric analysis uses instrumental variables, and the estimation was done in two non-linear stages. In general, it was found that the long term health status for children, measured as z-score, is determined by: a) preventive care during pregnancy, b) availability of household resources and, c) child characteristics, such as age and gender.

Key words: Child health production function, health inputs, child nutrition, determinants, Multinomial Logit, z-score, economics of health.

JEL Classification: I12.

Introducción

El objetivo de este trabajo es identificar los determinantes de la función de producción de salud infantil en Colombia teniendo en cuenta los principales factores que explican la demanda de insumos. Con este fin se construyó un indicador del estado nutricional de largo plazo que captura la historia nutricional del niño hasta la edad en que es medido (z-talla), para establecer los resultados de la producción de salud infantil.

La nutrición en los primeros años de vida es decisiva en los resultados futuros de educación, ingresos y salud. Debido a su importancia, esta relación ha sido ampliamente estudiada. Behrman (1996) encontró que los niños con bajos niveles de nutrición presentan mayores tasas de deserción escolar y obtienen menores puntajes en las pruebas de habilidades y conocimientos. Alderman *et al.* (1997), Bhargava (2001), Grantham y Ani (2001), Glewwe *et al.* (2001) y la OMS (2005) coinciden en que los niños con bajo peso al nacer, mueren con mayor frecuencia, corren un mayor riesgo de padecer desnutrición y están más propensos a sufrir infecciones y retrasos de crecimiento, todo lo cual afecta de manera negativa el desarrollo cognitivo y el rendimiento intelectual del individuo a futuro, así como la escolarización y la asistencia a clase.

Behrman (1993) y Thomas y Strauss (1997) encontraron evidencia de que la baja estatura en la edad adulta, resultante de la desnutrición en la niñez, está relacionada con menores salarios durante la vida adulta. De manera similar, la Organización Mundial de la Salud (2005) señala que los niños con bajo peso al nacer tienen una probabilidad más alta de padecer enfermedades crónicas en la edad adulta.

Por su parte, Blane (1999) propone una “perspectiva del curso de vida” desde la que señala que el pasado social de una persona se inscribe en la fisiología y la patología de su cuerpo, dándose así una interacción entre elementos sociales y biológicos. A lo largo de la vida, una persona acumula ventajas y desventajas de acuerdo con el entorno social en el que vive. La distribución social de la salud y la enfermedad es vista aquí como un resultado de los procesos de acumulación de ventajas y desventajas¹.

A escala nacional, recientemente se han realizado investigaciones que abordan desde distintas perspectivas el tema de la salud infantil y su relación con la nutrición (Flórez, Ribero y Samper, 2003; González y

¹ Por ejemplo, los niños de hogares con mejores condiciones económicas tienen más oportunidad de acceder a una buena educación, lo cual aumenta las oportunidades laborales y en esa medida la probabilidad de obtener una buena pensión que le brinde seguridad financiera para la vejez; lo contrario sucede con los niños de hogares menos aventajados económicamente.

Ribero, 2005; Gaviria y Palau, 2006). Estos trabajos han contribuido, entre otras cosas, a la identificación de algunos de los principales determinantes socio-económicos de la nutrición y la salud infantil, lo cual resulta de vital importancia toda vez que la Organización Mundial de la Salud (2003) ha identificado en los determinantes sociales de la salud un gran potencial para reducir los efectos negativos de las enfermedades y promover la salud de la población.

Por otra parte, la Contraloría General de la Republica en su informe sobre la Política Social (2004), enfatizó sobre la importancia de establecer los determinantes de la función de producción de salud infantil con el propósito de poder evaluar las políticas sectoriales en el modelo de aseguramiento.

La información para el presente estudio se tomó de la Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDS, 2005) de Profamilia. El ejercicio empírico sigue la orientación del trabajo clásico de Rosenzweig y Schultz (1983) y del trabajo de Bertranour, Delajara y Amiune (2002). Debido a la presencia de problemas de endogeneidad fue necesario la instrumentación de variables y la estimación de modelos no lineales en dos etapas: en la primera se estiman las demandas de insumos de salud, y en la segunda se utilizan las demandas estimadas para calcular la función de producción de salud infantil.

Los resultados encontrados muestran que, en Colombia, los factores que afectan la producción de salud infantil son: i) la conducta preventiva de la madre durante el embarazo, específicamente el mes en que la madre se realiza el primer control; ii) la disponibilidad de recursos dentro del hogar; iii) el estado nutricional de la madre, y iv) características de los niños como la edad y el género.

Este trabajo consta de cuatro secciones: la primera presenta una revisión de literatura, nacional e internacional, sobre la producción de salud infantil y los determinantes de las demandas de insumos. En la segunda sección, se plantea la metodología y en las secciones tercera y cuarta se muestran los resultados y las conclusiones, respectivamente.

I. Revisión de literatura

Algunos de los primeros trabajos que se encuentran en la literatura extranjera sobre la producción de salud infantil son: Rosenzweig y Schultz (1983), Corman *et al.* (1987) y Grossman y Joyce (1990) para Estados Unidos. Posteriormente se encuentran los trabajos de Cebu Study Team (1992) para Filipinas y Bertranour, Delajara y Amiune (2002) para Argentina.

Estos trabajos tienen en común que han medido los resultados de salud infantil utilizando medidas antropométricas como el peso y la talla del recién nacido. Además, todos coinciden en señalar la existencia de dos problemas al momento de realizar las estimaciones econométricas: uno de heterogeneidad en la muestra y otro de endogeneidad.

El problema de heterogeneidad se presenta, porque las preferencias sobre el consumo de bienes que afectan directamente la producción de salud varían de acuerdo con las dotaciones iniciales de salud de la madre y del niño, y éstas no son observadas por el investigador (por ejemplo, factores genéticos y ambientes de salud en los hogares).

El problema de endogeneidad se debe a que no es posible discriminar si los insumos demandados para la producción de salud infantil, como agua potable, servicios públicos, vivienda y servicios médicos, entre otros, están siendo consumidos para producir salud o para disfrutar de su consumo, lo cual generaría que estas variables estuvieran correlacionadas con el término de error.

La alternativa econométrica empleada por los autores para tratar estos problemas consistió en la instrumentación de variables y en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en dos etapas: en la primera se estiman las demandas de insumos de salud, y en la segunda se utilizan las demandas estimadas para calcular la función de producción de salud infantil.

En lo que respecta a la selección de los insumos de salud y los predictores de éstos, la escogencia de variables ha estado mediada por la disponibilidad de información para los distintos países. En el caso de los trabajos para Estados Unidos se consideraron como insumos: información de la madre como el mes en que se realizó el primer

control de embarazo, la edad al momento del nacimiento, el número de hijos vivos, el grupo racial, el número de cigarrillos que fumó diariamente durante el embarazo, la demanda de cuidados médicos prenatales, el grado de escolaridad de la madre, y el consumo de alcohol y narcóticos.

El estudio que se realizó para Filipinas obtuvo la información sobre insumos por medio de una encuesta diseñada específicamente para ese propósito. Las variables que se seleccionaron fueron: presencia de enfermedades respiratorias y diarrea, alimentación materna exclusiva, alimentación materna y líquidos no nutritivos, alimentación materna junto con líquidos y comida nutritiva, cuidados médicos preventivos, edad del niño, sexo del niño, altura de la madre y la temporada climática.

En el estudio que se realizó para Argentina se seleccionaron los siguientes insumos de salud: origen del agua, material de pisos y paredes, servicio de recolección de basuras, número de controles en el embarazo, mes del primer control, asistencia durante el parto, número de hijos nacidos vivos y edad de la madre.

Como predictores de los insumos, los estudios de estos tres países (Estados Unidos, Filipinas y Argentina) han utilizado variables como el grado de escolaridad y rango de ingresos de los padres, el número de hermanos, el orden de nacimiento de los hijos, la edad y el comportamiento de la madre en el período de gestación, información sobre precios, el grupo racial de los padres, la adicción al consumo de narcóticos, las conductas de higiene personal, y características regionales exógenas como el gasto público en el sector salud por habitante, las tasas de desempleo, las tasas de mortalidad infantil y el número de camas disponibles por habitante.

Rosenzweig y Schultz (1983) llegan a dos conclusiones importantes: i) los resultados de salud, medidos con el peso y la talla, responden a comportamientos de la madre, y éstos, a su vez, responden al ingreso, los precios y las dotaciones de salud exógenas, y ii) las madres y padres con mayores grados de escolaridad usan más los cuidados prenatales tempranos, así como los de un nivel de educación bajo y de ingresos menores tienen un comportamiento opuesto.

Según Cebu Study Team (1992), los resultados para la función de producción de salud modelada, con el crecimiento como variable dependiente, son particularmente fuertes con un gran número de determinantes significativos. Entre ellos, las prácticas de alimentación y las enfermedades como la diarrea y las infecciones respiratorias.

Bertranour, Delajara y Amiune (2002) encontraron que los factores que influyen significativamente en la situación de salud de largo plazo de los niños son: tener una mayor probabilidad de acceso al servicio de recolección de basuras, tener mayor probabilidad de recibir asistencia durante el parto y hacerse cinco o más controles de embarazo.

A escala nacional se encuentran los trabajos de Rosenzweig y Wolpin (1988), que utilizando los datos de la Encuesta Nacional de Hogares de 1979 para el municipio de Candelaria, Valle del Cauca, estimaron la función de producción de salud infantil empleando la misma metodología de los trabajos internacionales. En este trabajo son regresadas contra el estado nutricional de los niños variables como el tiempo entre los hijos, el número de hijos, el uso de servicios médicos, el consumo de alimentos y la alimentación materna. Según los autores, el hecho de trabajar con una muestra pequeña, con datos longitudinales y con problemas de heterogeneidad, generó una pérdida de precisión en la estimación.

Gaviria y Palau (2006), con el propósito de estudiar los determinantes socio-económicos de la nutrición infantil y evaluar el impacto de programas públicos como los hogares comunitarios de bienestar familiar y el régimen subsidiado, estiman varias regresiones con indicadores antropométricos de talla y peso como variables dependientes. Los resultados muestran, entre otras cosas, que estos indicadores mejoran con la edad de la madre y que existen diferencias considerables en la talla del niño según la posición socio-económica del hogar.

Respecto a la repercusión de los programas públicos, los autores concluyen que en los hogares más pobres la afiliación al régimen subsidiado tiene un efecto pequeño pero apreciable. Mientras que no hay evidencia contundente del efecto del programa de hogares comunitarios de bienestar familiar.

Otros estudios nacionales que han aportado avances importantes en el reconocimiento de variables no médicas que inciden en la salud infantil son los de Flórez, Ribero y Samper (2003) sobre el impacto de la salud en la acumulación de capital humano y en el crecimiento económico, y el trabajo de González y Ribero (2005) de los determinantes de la calidad de los niños en Colombia. Ambos trabajos utilizan los datos de ENDS 1995 y 2000, así como medidas antropométricas como peso y talla.

Los resultados encontrados por Flórez, Ribero y Samper (2003) señalan como determinantes estadísticamente significativos del estado nutricional de los niños, el estado nutricional de la madre, la edad del niño, el ingreso, el número de niños menores de 5 años, el lugar de residencia y el momento en que la madre se realiza el primer control prenatal.

Los resultados encontrados por González y Ribero (2005) sobre la calidad de los niños de 0 a 5 años respecto a salud por talla y peso, muestran una relación positiva entre estas variables y determinantes como la educación y la riqueza. Así mismo, se encontró que la calidad de los niños está asociada a variables como la educación de la madre, la planificación familiar, el mercado laboral, la estructura familiar (estado civil) y el número de hijos en el hogar.

Dada la estrecha relación que existe entre los insumos para la producción de salud infantil, salud materno-infantil y desarrollo económico, en la literatura médica y económica, nacional e internacional, se encuentran varios trabajos que dan cuenta de la importancia de los servicios de salud materno-infantil en los resultados de salud de madres y niños, así como de los determinantes del uso de estos servicios.

En algunos estudios se ha encontrado evidencia de que características personales, como la educación y la edad de la madre, reducen su nivel de importancia como determinantes de la mortalidad infantil en contextos donde existe un gran acceso a servicios básicos en salud (Rozenweig y Schultz, 1982; Palloni, 1985). Otros autores como Barrera (1990) y Caldwell (1990) sugieren que los niños con madres de mayor nivel educativo obtienen mayores beneficios de la utilización de los servicios de salud.

Forste (1994) encontró que en Bolivia el riesgo de morir de los niños disminuye con la atención prenatal profesional. Reynolds, Wong y Tucker (2006) encuentran que el control prenatal junto con la inmunización infantil, reducen las complicaciones obstétricas y previenen muchas enfermedades de la niñez, especialmente en madres entre 15 y 19 años en países en desarrollo.

Bhatia y Cleland (1995) analizan, en el sur de la India, los determinantes de la atención prenatal, la asistencia al parto y la atención posnatal y concluyen que factores individuales como el nivel educativo de la madre, su estatus económico y su religión son predictores significativos del uso de los servicios de salud materna. Así mismo, Becker *et al.* (1993) encuentran que el nivel de educación de la madre, es el determinante más importante y consistente del uso de este tipo de servicios de salud.

Otros estudios que analizan los determinantes de la atención en salud materna, sugieren que, además de los factores individuales y del hogar, también son importantes factores de la comunidad como la infraestructura médica y variables socio-económicas que afectan directamente la probabilidad de atención e indirectamente la mortalidad infantil (Panis y Lillard, 1995; Dammert, 2001).

Sandoval (2002) analiza la interrelación entre los factores individuales y los de la comunidad como determinantes de la atención prenatal, el parto institucional y la atención posparto. Entre sus resultados, se destaca que los factores individuales tienen mayor efecto en el acceso a la atención materna que los factores de la comunidad. En efecto, encuentra que la educación de la madre es el principal predictor de la atención materna, seguido por el acceso a hospitales, el nivel socio-económico de la madre y la decisión de las mujeres sobre su propio cuidado de salud. Igualmente, concluye que a pesar de que se esperaba un fuerte efecto de los factores contextuales como la disponibilidad de servicios de salud (a excepción de hospital), no se pudo establecer una relación significativa con las variables explicadas, debido a la existencia de factores individuales fuertemente asociados.

Girón *et al.* (2006) utilizan los datos de la ENDS 2005 para analizar los determinantes del uso de los servicios de salud materna en el Li-

toral Pacífico colombiano, y encuentran que las variables que tienen un efecto fuerte en el uso de dichos servicios son: la afiliación a un régimen de seguridad social en salud, el orden de nacimiento de los hijos, el nivel de educación y el lugar de residencia de la madre. Otras variables como la condición económica del hogar y la oferta privada de instituciones de salud en la zona, son estadísticamente significativas pero tienen un menor efecto marginal.

Jewell, Triunfo y Aguirre (2004a, b) corroboran, para Uruguay, resultados importantes como la incidencia del retardo de la iniciación de los cuidados prenatales en el peso del nacido, así como la incidencia de los hábitos de fumar o no fumar por parte de la madre.

II. Metodología

A. La producción de la salud infantil

El desarrollo teórico y empírico de la demanda por salud y la producción de salud tuvo su origen a partir de los trabajos pioneros de Mushkin (1962) y Becker (1965). Según estos trabajos, las inversiones en capital humano, monetarias y no monetarias, como educación y salud, son de gran relevancia para la función de producción del hogar, en la medida que las inversiones en estos servicios permiten que las personas mejoren como agentes productivos y generen un rendimiento continuo en el futuro.

Entre los principales autores que han contribuido al desarrollo teórico y empírico de la demanda por salud y capital salud están Grossman (1972, 1999) y Cropper (1977). A partir del modelo de demanda de Grossman, es posible estudiar la forma en que cambian las decisiones óptimas de los agentes cuando ciertos parámetros como la edad, el nivel de ingreso y el nivel de educación se modifican. El modelo establece que la demanda por salud disminuye con la edad, y aumenta con el ingreso y el nivel educativo.

Por su parte, Cropper (1977) propone una extensión del modelo de Grossman que permite tener en cuenta la dimensión de riesgo. Es decir, analiza las inversiones que los individuos hacen en salud para prevenir las enfermedades. Entre sus hallazgos (i) existe una relación negativa

entre el gasto preventivo en salud y la edad, y que (ii) los individuos más pobres o expuestos a ambientes contaminados tendrán un menor *stock* de capital salud que aquellos más ricos y, por tanto, expuestos a ambientes más sanos.

Rosenzweig y Schultz (1983) proponen un modelo para analizar la producción de salud infantil de los hogares, partiendo del supuesto de que los hogares derivan una utilidad directa de la salud de sus niños, del consumo de bienes que afectan la salud infantil (insumos) y del consumo de otros bienes. En el modelo se asume que cada hogar tiene una dotación de salud específica que es conocida mas no controlada (características genéticas y factores medioambientales) y que no puede ser observada por quien estime la función de producción.

Este modelo empírico involucra algunos problemas de endogeneidad que deben ser tenidos en cuenta al momento de seleccionar la estrategia adecuada para estimar la función de producción. Los problemas se generan porque: i) las familias demandan insumos tanto para producir salud infantil como para disfrutar de su consumo; ii) algunos de los determinantes de la salud infantil no son observables para el investigador pero sí para la madre; razón por la cual la demanda de insumos, en particular los servicios de salud, están correlacionados con el error en la estimación de la función de producción de salud. La razón para que esto ocurra, reside en que una mayor demanda de estos servicios no necesariamente se realiza *para* mejorar la salud de los niños, sino porque las madres conocen sus propios problemas de salud (su dotación de salud) y cómo éstos pueden afectar a sus niños (Bertranou *et al.*, 2002).

Debido a los problemas de endogeneidad, la estrategia de estimación involucra el uso de variables instrumentales y la estimación se lleva a cabo en dos etapas no lineales (Maddala, 1983; Cabrer *et al.*, 2001; Wooldridge, 2002; Greene, 2003.): en la primera se estiman modelos Logit para los determinantes de las demandas por insumos; en la segunda, se estima un modelo Logit Multinomial de producción de salud infantil de la siguiente forma:

$$P(y_i = j) = \Lambda(x_i' \beta_j) + u_i \quad j = 0, 1, 2, \dots, J$$

Donde $P(y_i = J)$ representa la probabilidad de que ocurra la alternativa J , en este caso, la probabilidad de que el niño no esté desnutrido o tenga algún nivel de desnutrición (ligera, moderada o severa); x_i representa un vector de variables independientes (las probabilidades predichas en la primera etapa para cada uno de los insumos, características del niño y los predictores de los insumos); β_j es el vector de parámetros de la relación; y Λ denota la función de distribución logística acumulada.

Para identificar adecuadamente el modelo Logit Multinomial, se incluye un regresor adicional en los modelos de insumos que esté correlacionado con la demanda del insumo, pero que no guarde ninguna relación con la salud del niño. Una estrategia similar de estimación se encuentra en Demirgüç-Kunt y Detragiache (2000).

Tradicionalmente, los trabajos que utilizan z-talla como medida de los resultados en salud infantil, han estimado la función de producción de salud infantil por MCO en dos etapas. Sin embargo, en este trabajo, considerando que la variable z-talla es una medida normalizada del estado nutricional del niño que puede ser reconstruida por rangos de tal forma que se tengan categorías, se estimó para esta variable un modelo de respuesta múltiple. Aunque estos modelos son generalmente utilizados para estudiar elecciones de los individuos, también permiten caracterizar situaciones en que se encuentran las personas sin que ello implique una elección².

B. Bases de datos

Los microdatos utilizados para establecer los determinantes de función de producción de salud infantil se tomaron de la Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDS 2005) de Profamilia. Esta encuesta tiene cobertura nacional y es representativa en los ámbitos urbano y rural, por departamentos, para seis regiones (Atlántica, Oriental, Bogotá, Central, Pacífica y Amazonia y Orinoquia) y 16 subregiones. Emplea

² Por ejemplo, Borooah (2001) utiliza este tipo de modelos para estudiar cuáles son los determinantes de que los individuos se encuentren en diferentes niveles de pobreza. En un estudio sobre el mercado laboral de Estados Unidos, Schmidt y Strauss (1975) estiman un modelo para analizar los determinantes del área laboral.

una muestra a escala nacional de 37.211 hogares y recoge información sobre 14.621 nacimientos en los últimos cinco años que precedieron la encuesta.

C. Variables seleccionadas

Como medida de salud infantil se empleó el puntaje z-talla (*z-score of height for age*). Este indicador captura la historia nutricional del niño hasta la edad en que el niño es medido y sirve para establecer el estado nutricional de largo plazo.

El puntaje z-talla es una medida de la estatura por edad normalizada a los estándares de estatura de una población de referencia³. El indicador se calcula como la diferencia entre la talla del infante (niños entre 0 y 4 años de edad) y la talla de referencia de un infante sano de la misma edad y el mismo sexo, dividida por el valor de referencia de la desviación estándar de la talla de un infante sano. Los valores de referencia y una presentación más detallada sobre los indicadores de nutrición infantil se pueden encontrar en Vásquez (2005a).

A partir de la estatura por edad normalizada, se pueden establecer valores críticos que permiten identificar los grados de desnutrición de un infante de la siguiente manera: si los valores son mayores o iguales a -1, se considera que el niño tiene una estatura normal para su edad, y por tanto, tiene buena salud; si los valores están entre -1,01 y -2,00, se considera que presenta una baja estatura para su edad, y por tanto, sufre de desnutrición leve; para valores entre -2,01 y -3,00, se habla de una desnutrición moderada, y para valores menores a -3,00, se dice que se presenta desnutrición severa.

Por otro lado, y siguiendo algunos de los trabajos que han analizado la producción de salud infantil (Rosenzweig y Schultz, 1983; Rosenzweig y Wolpin, 1988; Bertranour, Delajara y Amiune, 2002) y los

³ La población de referencia es la del National Center for Health Surveys (NCHS) de Estados Unidos para el año 1997. Lo ideal sería que el puntaje z-talla se construyera a partir de una población de referencia de niños colombianos, debido a que la morfología entre los niños americanos y colombianos puede variar. Sin embargo, como no se cuenta con tal información, lo usual en este tipo de estudios es tomar la población de la NCHS.

determinantes de los resultados de salud para niños menores de 5 años en Colombia (Flórez, Ribero y Samper, 2003; González y Ribero, 2005; Gaviria y Palau, 2006) se seleccionaron las siguientes variables como insumos:

- Infraestructura de la vivienda: representa la calidad del ambiente físico en el que habita el niño. Se espera que una mejor infraestructura afecte de manera positiva la salud infantil.
- Número de controles médicos prenatales y mes en el que la madre se realizó el primer control: estas variables representan los cuidados médicos recibidos por el niño antes, de su nacimiento⁴. Se asume que los cuidados médicos están correlacionados de forma positiva con la salud infantil.
- Número de hijos menores de cinco años: es una *proxy* de la disponibilidad y distribución de recursos dentro de la familia. Se espera que esta variable afecte de manera negativa la producción de salud infantil.
- Índice de masa corporal (IMC) de la madre: es un indicador del estado nutricional de la madre a través del cual se intenta capturar el efecto del patrimonio genético. Se asume que los problemas de desnutrición de las madres serán transmitidos a los hijos.
- Edad del niño en meses: se espera que esta variable tenga un efecto negativo sobre el estado nutricional del niño debido a la existencia de un efecto acumulativo (Flórez, Ribero y Samper, 2003).
- Sexo del niño.

Como predictores de los insumos, se seleccionaron dos conjuntos de variables: unas denotan características individuales y del hogar, y otras características regionales exógenas. El primer conjunto incluye aspectos como la edad de la madre, el nivel educativo de los padres, la ocupación de la madre, el estado civil, quién decide sobre el cuidado

⁴ Estos cuidados pueden estar altamente correlacionados con los cuidados médicos que recibe el niño después de su nacimiento; por ejemplo, visitas al médico para control de crecimiento y desarrollo. Sin embargo, debido a la disponibilidad de información, en esta investigación no se pudo controlar por este factor.

médico de la madre, el orden de nacimiento de los hijos, la afiliación a un régimen de seguridad social en salud, la disponibilidad de medios para adquirir información (radio y televisión) y la condición económica del hogar⁵. El segundo conjunto incluye aspectos como la región⁶ donde está el hogar y la tasa departamental de mortalidad infantil de niños menores de 5 años.

Dada la estrecha relación que existe entre los resultados de salud y factores como las características socio-económicas, demográficas e institucionales (*véanse*, por ejemplo, Ramírez *et al.*, 2005; Tovar, 2005; Zambrano, 2005). Es posible que algunos de los factores que se han clasificado como determinantes de los insumos también sean determinantes de los resultados de salud infantil.

Las variables que se utilizaron como instrumentos para identificar adecuadamente el modelo fueron: i) para las condiciones de la vivienda, el porcentaje departamental de hogares pobres con una o más necesidades básicas insatisfechas (NBI); ii) para el número de controles mínimos, el porcentaje departamental de atención médica durante el embarazo (AME); iii) para el mes del primer control y la disponibilidad de recursos en el hogar, el uso de métodos anticonceptivos.

Las conjeturas que se hace respecto a los instrumentos utilizados son las siguientes: en los dos primeros casos se incorporan indicadores en el plano departamental, que están estrechamente relacionados con los insumos en la medida que reflejan directamente la presencia de esos eventos. Es decir, el hecho de que en los departamentos haya un mayor porcentaje de hogares con una o más NBI y con un porcentaje alto de atención profesional a mujeres embarazadas, es reflejo de que en general, las condiciones de las viviendas no son adecuadas y que las madres demandan más cuidados médicos prenatales. Sin embargo, dado el nivel de agregación de los indicadores y la heterogeneidad al interior de los departamentos, es poco probable que afecten direc-

⁵ Como variable aproximada de la condición económica del hogar, se toma el índice de riqueza construido en la ENDS 2005 (Profamilia, 2005, 34-35).

⁶ Esta variable se creó reagrupando las 16 subregiones que define la ENDS 2005, a fin de obtener regiones más homogéneas respecto a sus características geográficas y de entorno.

tamente la salud de los niños, pues ésta depende de las condiciones inmediatas de su entorno y de los cuidados que tenga su madre.

En el último caso se asumen dos efectos en torno al instrumento empleado. Por un lado, el uso de métodos anticonceptivos es claramente una preferencia médica que podría estar relacionada con una actitud responsable hacia la maternidad, pero no influye de manera directa en la nutrición de los niños. Por otro, en los hogares donde la madre no usa métodos anticonceptivos, es más probable que el número de niños sea mayor y, por tanto, la disponibilidad de recursos sea menor. Sin embargo, esto no afecta directamente la salud de los niños. En el cuadro 1 se presentan las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en el análisis de regresión.

Cuadro 1. Variables utilizadas en el análisis de regresión.

Variables	N	Media	Desviación estándar
Dependiente:			
Z-talla	12.480	3,46	0,76
Insumos para la producción de salud			
Infraestructura de la vivienda	14.621	0,58	0,49
Controles prenatales mínimos	11.473	0,81	0,39
Mes del primer control prenatal	10.690	0,74	0,44
Número de hijos menores de 5 años	14.621	0,86	0,35
Edad del niño	13.769	29,16	17,32
Sexo del niño	14.621	0,51	0,50
IMC	14.487	0,05	0,21
Determinantes de los insumos			
Características individuales y del hogar			
Edad de la madre	14.621	27,56	6,74
Nivel educativo de la madre	14.621	2,69	0,74
Ocupación de la madre	14.621	0,43	0,50
Decisión sobre el cuidado médico de la madre	14.600	1,16	0,47
Convivencia de la madre con la pareja	14.621	0,75	0,44
Orden de nacimiento	14.621	1,90	0,87
Educación de la pareja	14.381	2,46	0,87
Afiliación a un régimen de seguridad social en salud	11.626	2,40	1,18
Condición económica del hogar	11.657	2,55	1,28
Medios de información	14.621	0,50	0,50
Características regionales			
Regiones	14.621	3,06	2,92
TMI	14.621	30,85	13,35
Variables instrumentales para la especificación			
NBI	14.621	65,32	15,02
AME	14.621	90,89	7,01
Anticonceptivos	14.621	0,70	0,46

Fuente: Elaboración propia con base en ENDS 2005. Véase descripción de variables en el cuadro 1 del anexo.

III. Resultados

Mediante modelos Logit se estimaron los determinantes de algunos de los principales insumos para la producción de salud infantil, como son la probabilidad de acceso a una vivienda con adecuada infraestructura⁷, la probabilidad de que la madre y, por ende, el niño reciban los cuidados médicos necesarios antes del nacimiento, y la probabilidad de contar con una mayor disponibilidad de recursos económicos (medida por el número de hijos menores de 5 años). En el cuadro 2 se resumen estos resultados.

A. Acceso a una adecuada infraestructura de la vivienda

Los determinantes que generan un impacto positivo sobre la probabilidad de que la infraestructura de la vivienda en que habita el niño sea buena son la edad de la madre, el mayor nivel educativo de los padres, que la madre tenga empleo, que el hogar tenga radio y televisión, y que el hogar esté ubicado en los departamentos con mayor tasa de mortalidad infantil. Éste último factor, aunque es estadísticamente significativo, genera un efecto inferior a 1% y puede estar relacionado con una mayor presencia de inequidades sociales y económicas en los departamentos más desarrollados.

Como era de esperarse, no estar afiliado al sistema de salud o estar afiliado al régimen subsidiado en comparación con estar afiliado al régimen contributivo, genera un efecto negativo sobre las condiciones de la vivienda. Esto es apenas lógico, si se considera que por definición las personas sin afiliación a salud o vinculadas al régimen subsidiado son las más pobres.

Otro factor que también incide de manera negativa sobre las buenas condiciones de la vivienda es el bajo poder de decisión de la madre en los asuntos relacionados con sus propios cuidados médicos y, por ende, sobre su entorno. Esto se refleja en una disminución de la probabilidad de tener un hogar con buena infraestructura en aproximadamente 9%, cuando el que toma las decisiones es el padre.

7 Este insumo es de gran importancia no sólo para la salud física de los niños, sino también para la seguridad emocional, la estabilidad y la comodidad para hacer las tareas diarias en la medida que los niños pasan la mayor parte del tiempo al interior y en el entorno inmediato de la vivienda (Unicef, 2004; Aguado *et al.*, 2005).

Cuadro 2. Determinantes de los insumos para la producción de salud infantil. Modelos Logit (efectos marginales).

		Infraestructura de la vivienda (adecuada)	Número de controles prenatales óptimos (4 controles)	Mes del primer control prenatal (mes 3 o antes)	Número de hijos menores de 5 años (máximo 2)
Seguridad social En salud (régimen contributivo)	Rég. subsidiado	-0,104 ***	-0,034 ***	-0,050 ***	-0,036 ***
	Rég. especial	-0,036	0,005	0,057 *	-0,015
	No afiliado	-0,052 ***	-0,093 ***	-0,085 ***	-0,037 ***
Educación	De la madre	0,082 ***	0,048 ***	0,018 **	0,019 ***
	Del padre	0,056 ***	0,035 ***	0,029 ***	0,005
Decisión sobre los cuidados médicos De la madre (la madre decide)	Esposo decide	-0,092 ***	-0,025 **	-0,019	0,001
	Otra persona decide	-0,029	-0,060 ***	-0,077 ***	-0,001
Región (Bogotá)	Atlántica	-0,076	0,024	0,073 ***	-0,015
	Oriental	-0,035	0,009	-0,002	-0,009
	Antioquia	-0,354 ***	0,047 **	0,047 **	-0,010
	Central	-0,216 ***	0,026	0,042 **	-0,004
	Valle sin L.P.	-0,265 ***	0,061 ***	0,068 ***	0,001
	Cauca y Nariño sin L.P.	-0,010	0,043 **	0,045 *	0,013
	Litoral Pacífico (L.P.)	-0,398 ***	0,044 *	0,057 **	-0,026
	Orinoquia y Amazonia	-0,223 ***	-0,042 **	0,0002	-0,005
Ocupación de la madre (no trabaja)	Trabaja	0,036 ***	0,003	0,019 **	0,012 **
	Orden de nacimiento de los hijos	-0,053 ***	-0,065 ***	-0,073 ***	
Otras caracterís- ticas individuales y del hogar	Hogar con medios de información	0,079 ***	0,027 ***	0,021 **	-0,006
	Convivencia de la madre con la pareja (<i>no viven juntos</i>)	-0,078 ***	0,030 ***	0,052 ***	0,011 *
	Edad madre	0,004 ***	0,006 ***	0,010 ***	0,001 ***
	Condición económica del hogar		0,023 ***	0,022 ***	0,019 ***
	TMI niños < de 5 años	0,001 **	-0,001 ***	-0,001 ***	-0,0006 ***
Variables instru- mentales para la especificación	NBI	-0,019 ***			
	AME		0,004 ***		
	Anticonceptivos			0,0325 ***	0,0177 ***
	N	11.421	11.247	10.493	11.421
	Wald chi2	2.320	1.244	774,78	390
	Prob > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000
	Pseudo R2	0,25	0,157	0,073	0,064

Fuente: Cálculos propios. Procesamiento de ENDS 2005. Las estimaciones y sus errores estándar se consignan en el cuadro 2 del anexo. * p < . 1; ** p < . 05; *** p < . 01. Nota: En paréntesis y cursiva aparecen las categorías de referencia.

La ubicación regional muestra que, en comparación con Bogotá, estar ubicado en el Valle, en Antioquia, en la Región Central, en el Litoral Pacífico, y en la Orinoquia y la Amazonia genera un efecto negativo sobre las condiciones de la vivienda. Entre estos resultados el Litoral Pacífico y Antioquia son las regiones donde el efecto marginal es más alto: 40% y 35%, respectivamente. Estos resultados, además de estar relacionados con las condiciones de vida de las regiones, pueden estar influidos por características culturales y geográficas, principalmente en la Región Pacífica.

Por último, se encontró una relación negativa entre el orden de nacimiento de los hijos y las condiciones de la vivienda. Esto puede estar indicando que, a medida que la madre tiene más hijos, aumentan las restricciones económicas y se hace más difícil adecuar el hogar. Que los padres vivan juntos también afecta de manera negativa la probabilidad de que la vivienda tenga condiciones adecuadas.

B. Demanda de servicios médicos relacionada con los cuidados del niño durante el proceso de gestación

Los servicios médicos que se tomaron como insumos para la producción de salud infantil son: el número de controles prenatales óptimos⁸ y el mes en que la madre se realiza el primer control. Estos indicadores de la conducta preventiva de la madre a través del embarazo son de gran importancia, en tanto que la cobertura y calidad del control prenatal constituyen factores decisivos en la salud infantil y determinan en gran medida las causas de muerte en los primeros meses de vida. Su uso a tiempo es decisivo en la disminución de las tasas de morbilidad materna e infantil (Vásquez, 2005a, 3-11; Vásquez, 2005b, 1-2). En el cuadro 2 se muestran los determinantes de estos insumos.

En los dos modelos de servicios médicos se encontró que al no estar afiliado al SGSSS o estar afiliado al régimen subsidiado, reduce la probabilidad de que las madres usen los servicios de salud materna

⁸ AbouZahr y Wardlaw (2003, 1-2) definen los controles prenatales como visitas programadas con el objetivo de monitorear la evolución del embarazo, el desarrollo del niño y la preparación para el parto. La OMS (2005, 45-46) establece el mínimo de controles recomendado en cuatro.

adecuados en comparación con las madres afiliadas al régimen contributivo. Sin embargo, el efecto negativo es mayor cuando no se tiene ningún tipo de afiliación (9% frente a 3% en los controles prenatales; 8,5% frente a 5% en el mes del primer control).

Este resultado revela la existencia de inequidades entre los regímenes de salud y concuerda con los hallazgos de otros trabajos nacionales, que señalan que los regímenes del sistema de salud pública funcionan en condiciones de calidad diferentes, siendo los más afectados la población más pobre (Tovar, 2005; Ramírez *et al.*, 2005; Tovar y García, 2006; Girón *et al.*, 2006).

En el cuadro 2 se observa que un mayor nivel educativo de los padres y mejores condiciones económicas, son un determinante altamente significativo que incrementa la probabilidad de que las madres usen los servicios de salud materno-infantil. Sin embargo, el efecto de la educación es mayor en el número de controles prenatales que en el mes del primer control. También se puede apreciar que la probabilidad de que las madres demanden los servicios médicos prenatales aumenta cuando ellas mismas deciden sobre los cuidados médicos que necesitan y no otras personas.

Contrario a lo que se esperaba se halló, a distintos niveles de importancia, que las madres ubicadas en regiones diferentes a Bogotá aumentan la probabilidad de tener los cuidados prenatales mínimos. Buscando pruebas que pudiera explicar estos resultados, se estimaron nuevamente los modelos usando como variables de control el quintil de riqueza del hogar, el nivel educativo de las madres, el tipo de régimen de salud y la ocupación de las madres. Los resultados del análisis confirmaron los hallazgos iniciales con excepción de: i) el modelo de controles prenatales condicionado por el quintil más bajo de riqueza, el nivel más bajo de escolaridad (ninguno) y el régimen especial de salud, y ii) el modelo de mes del primer control condicionado por el régimen especial. Esto indica que, únicamente cuando la población cumple con estas características en Bogotá, es más probable que las mujeres tengan los cuidados prenatales mínimos.

Por otra parte, se encontró que a medida que aumenta la edad de la madre, se incrementa la probabilidad de tener los controles prenatales

mínimos y recibirlos en el momento apropiado. Esto concuerda con el hecho de que la edad incrementa el riesgo reproductivo de las mujeres y, por tanto, se incrementa la demanda por servicios médicos. Similarmente y en concordancia con los hallazgos de otro trabajo nacional (Girón *et al.*, 2006), se halló que a medida que aumenta el número de hijos que tienen las madres, disminuye la probabilidad de que se tengan los cuidados médicos mínimos en el proceso de gestación, pues las mujeres tienden a tener mayores cuidados durante el embarazo de su primer hijo.

La disponibilidad de medios de información en el hogar como radio y televisión, tiene un efecto positivo y significativo sobre la probabilidad de que las madres tengan los cuidados médicos mínimos durante el embarazo. Esto se explica porque la televisión y la radio pueden actuar como medios para adquirir información relevante sobre la importancia, para la madre y su niño, de recibir una adecuada atención médica durante el proceso de gestación.

Las madres que están casadas o en unión libre incrementan la probabilidad de tener mejores cuidados prenatales. Sin embargo, el efecto generado es mayor en el mes en que se realiza el primer control prenatal (cambio en probabilidad de 5,2%) que en el número de controles (cambio en probabilidad de 3%).

Por último, se encontró que a medida que se incrementa la tasa departamental de mortalidad infantil se reduce la probabilidad de que la madre tenga los cuidados médicos prenatales mínimos, aunque el efecto es poco importante por su magnitud.

C. Disponibilidad y distribución de recursos

El modelo de número de hijos menores de cinco años, sirve para aproximarnos a la disponibilidad de recursos económicos de los hogares. Se supone que en los hogares donde la madre tiene máximo dos hijos menores de cinco años, hay más recursos disponibles para cada uno de ellos, en comparación con los hogares donde hay un número mayor. Esto debido a que los recursos deben distribuirse entre más niños.

En el cuadro 2 se puede observar que las características individuales y del hogar que inciden en que la madre tenga máximo dos hijos, y

por tanto que exista mayor disponibilidad de recursos, son la edad y el nivel educativo de la madre, la condición económica del hogar, que la madre conviva con la pareja y esté empleada.

Por otro lado, los efectos marginales de la seguridad social en salud revelan que, no estar afiliado al SGSSS o estar en el régimen subsidiado comparado con estar afiliado al régimen contributivo, es un factor que incrementa la probabilidad de que las madres tengan tres o más hijos. Este resultado es consistente con el hecho de que esta población es la más pobre y, por tanto, con menor nivel educativo.

Además, se encontró que es más probable que las madres tengan tres o más hijos menores de cinco años en los departamentos con mayores tasas de mortalidad infantil; sin embargo, la magnitud del efecto es muy pequeña.

D. Estimación de la función de producción de salud infantil

Con los modelos Logit anteriormente estimados, se calcularon las probabilidades predichas para cada insumo y se incorporaron como determinantes en la función de producción de salud infantil junto a otras características como la edad y el género de los niños, el índice de masa corporal de la madre, además de los determinantes de los insumos.

Aprovechando que a partir de nuestra medida de salud infantil (el puntaje z-talla), se puede establecer valores críticos que permiten identificar los grados de desnutrición de un infante (severa, moderada, ligera y sin desnutrición); se estimó un modelo Logit Multinomial. Una buena talla para la edad está asociada con un buen estado de salud y un nivel nutricional adecuado. Así mismo, una talla inadecuada para la edad está asociada con problemas de nutrición. Los efectos marginales del modelo y los coeficientes se muestran en el cuadro 3 del anexo.

En el cuadro 3 se puede apreciar que, dentro de las variables que se escogieron en esta investigación como insumos, los factores que influyen en la producción de salud infantil de los hogares son el número y el momento en que la madre se realiza los controles prenatales, la disponibilidad de recursos, el estado nutricional de la madre y la edad

del niño y el género. Igualmente, se puede observar que el grado de incidencia de cada una de las variables sobre los distintos niveles de nutrición varía de un nivel a otro. Es decir, no todas las variables son estadísticamente significativas ni el nivel de importancia es el mismo para todas las categorías de nutrición.

Cuadro 3. Modelo de producción de salud infantil Logit Multinomial (efectos marginales).

	Severa	Moderada	Ligera	Sin desnutrición
P(vivienda)	0,010	0,019	0,022	-0,051
P(número controles)	-0,043*	-0,019	0,135	-0,072
P(mes control)	-0,021	-0,250 ***	-0,691 ***	0,962 ***
P(hijos)	-0,058	-0,174 *	-0,166	0,398 *
Edad del niño (en meses)	0,00003	0,001 ***	0,002 ***	-0,003 ***
Género del niño (base: mujer)	0,002	0,014 ***	0,006	-0,022 **
IMC	0,003	0,030 **	0,034	-0,067 ***
Probabilidad	0,013	0,071	0,27	0,65

Fuente: Cálculos propios. Procesamiento de ENDS 2005 (véase cuadro 3 del anexo). * p < . 1; ** p < . 05; *** p < . 01.

En el caso de la desnutrición severa, se encontró con un nivel de confianza de 10%, que las madres que tienen mayor probabilidad de tener al menos cuatro controles prenatales, disminuye la probabilidad de que los hijos sufran de desnutrición severa en aproximadamente 4%.

Por otro lado, que las madres tengan mayor probabilidad de realizarse el primer control prenatal antes del tercer mes y de tener menos de tres hijos, disminuye la probabilidad de que el niño sufra de desnutrición moderada en aproximadamente 25% y 17%, respectivamente.

Además, se halló que la probabilidad de tener desnutrición moderada aumenta con la edad de los niños (esto es consistente con el hallazgo de Flórez, Ribero y Samper [2003] de un efecto acumulativo) y si los niños son hombres, aunque la magnitud del efecto es bastante pequeña, 1% o menos. Así mismo, se encontró que los niños de madres que tienen problemas de nutrición, aumenta la probabilidad de tener desnutrición moderada en comparación con los niños de madres que no tienen este problema.

También se halló evidencia de que los niños de madres que tienen mayor probabilidad de realizarse el primer control antes del cuarto mes, disminuye la probabilidad de sufrir de desnutrición ligera en aproximadamente 69%. Mientras que la edad del niño es un factor que contribuye a aumentar la probabilidad de tener desnutrición ligera, pero el efecto marginal es pequeño (0,02%).

Los factores que contribuyen a aumentar la probabilidad de que el niño tenga una estatura normal para su edad y, por tanto, no esté desnutrido son: la mayor probabilidad de que la madre inicie los controles prenatales a tiempo (con un efecto marginal de 96%, aproximadamente) y la mayor probabilidad de que la madre tenga máximo dos hijos (con un efecto marginal de 39%, aproximadamente). Características de los niños como la edad y el género afectan de forma negativa la probabilidad de que el niño tenga una estatura normal para su edad. Al igual que el hecho de que la madre esté desnutrida (con un efecto marginal de 7%, aproximadamente).

En general, se encontró que el estado de salud de largo plazo de los infantes está determinado por: i) la conducta preventiva de la madre durante el embarazo, específicamente por el momento en que la madre se realiza el primer control; ii) la disponibilidad de recursos dentro del hogar; iii) el patrimonio genético que se captura con el indicador de nutrición de la madre; iv) características del niño como la edad y el género, y v) algunos determinantes de la demanda de insumos⁹, como la educación de los padres, quién decide sobre el cuidado médico de la madre, la región, la tasa departamental de mortalidad infantil, y características de la madre como la edad, la ocupación y si convive con la pareja (*véase* cuadro 3 del anexo).

Al controlar por las probabilidades predichas de los insumos y por las características del menor, se ha obtenido a partir del modelo Logit Multinomial los valores de las probabilidades para cada uno de los niveles de nutrición. En el cuadro 3 se puede apreciar que en Colombia los infantes tienen una probabilidad de 1,3% de sufrir desnutrición severa, 7,1% de sufrir desnutrición moderada, 27% de sufrir desnutrición

⁹ Estos factores no afectan a todas las categorías de nutrición y el nivel de importancia varía de una categoría a otra.

ligera y 65% de tener una adecuada talla para la edad (sin desnutrición). Estos resultados muestran que a partir del modelo en análisis, existe una alta probabilidad de que los niños colombianos menores a cinco años no tengan niveles preocupantes de desnutrición (de acuerdo con la población de referencia del NCHS de los Estados Unidos).

IV. Conclusiones

A pesar de que varios estudios señalan la importancia del entorno en que crece el niño para la producción de salud infantil (Bertranour, Delajara y Amiune, 2002; Unicef, 2004, y Aguado et al. 2005), en esta investigación no se encontró evidencia de que este factor influya en el estado de salud de largo plazo del infante. Esto puede deberse al indicador que se seleccionó para medir los resultados de salud de los niños. Por tal motivo, futuras investigaciones deberían considerar el uso de otras medidas de salud infantil, como por ejemplo la presencia de enfermedades.

Los principales factores que explican el uso de los servicios médicos relacionados con los cuidados infantiles durante el proceso de gestación (número de controles prenatales y mes del primer control) son la afiliación a un régimen de seguridad social en salud, la educación de los padres, la edad de la madre al momento del nacimiento, la condición económica del hogar, el orden de nacimiento de los hijos, la región donde está el hogar y la tasa departamental de mortalidad infantil de niños menores de cinco años.

Entre estos determinantes de la conducta preventiva de las madres, hay dos que están relacionados con la presencia de inequidades y, por tanto, deberían ser estudiados en mayor detalle: i) el efecto negativo que genera no estar afiliado al SGSSS o estar en el régimen subsidiado y ii) el efecto negativo que genera que las madres vivan en Bogotá. En este último caso es importante que se tengan en cuenta posibles sesgos causados cuando se recoge la información (la población más pobre podría estar sesgando sus respuestas ante la expectativa de una posible vinculación al Sisbén).

Los factores que más contribuyen a que los niños alcancen una adecuada talla para la edad y, por tanto, logren una buena salud son: la

mayor probabilidad de que las madres se realicen el primer control prenatal antes del cuarto mes, la mayor probabilidad de que la madre tenga máximo dos hijos y que la madre no tenga problemas de desnutrición.

Respecto al efecto positivo que producen los cuidados prenatales en la salud de los niños, sería interesante que futuras investigaciones tuvieran en cuenta el efecto de las visitas que hace el niño al médico (por ejemplo, a control de crecimiento y desarrollo). Pues es posible que el efecto de los cuidados prenatales esté siendo sobrestimado y éstos estén actuando como una *proxy* de las visitas que hace el niño al médico, debido a que la decisión de las madres de ir al médico durante el embarazo puede estar muy correlacionada con la decisión de llevar el niño al médico si éste lo necesita.

Teniendo en cuenta los factores que inciden en la producción de salud infantil y los determinantes de las demandas por insumos, algunas de las políticas públicas que podrían contribuir de forma positiva a mejorar la producción de salud infantil son la extensión de la educación básica y secundaria a todas las mujeres, la lucha contra la exclusión social en salud, el mejoramiento de la calidad del servicio en el régimen subsidiado, las políticas que promuevan la equidad de género y el empoderamiento de las mujeres, así como los programas de fortalecimiento nutricional a niños y mujeres gestantes y lactantes.

El actual sistema de salud es un sistema mercantilista, cuya política de cobertura busca asegurar a más individuos sin que ello implique medidas de prevención. La salud es un activo social que debe garantizarse con unas condiciones iniciales básicas. Estas condiciones iniciales se generan a partir de procesos de prevención y educación, más que de un asistencialismo desbordado. Esto debe cumplirse para toda la población, sobre todo para la más vulnerable, como son los individuos de bajos estratos y los niños. Esta última población merece especial atención, debido a su importancia para el desarrollo económico de largo plazo. Garantizar la salud infantil desde el mismo momento de la gestación, con políticas de prevención y educación para las madres, además de generar condiciones que permitan el logro de una mejor salud en la infancia potencian el logro de buena salud en la vida adulta.

Referencias

- ABOUZAHR, C. y WARDLAW, T. (2003). “*Antenatal care in developing countries promises, achievements and missed opportunities an analysis of trends, levels and differentials, 1990-2001*”, Unicef, OMS.
- AGUADO, L. F.; GIRÓN, L. E. y SALAZAR, F. (2005). “Factores que inciden en las condiciones de vida de la población menor de edad. Una aproximación a partir de la Encuesta del Nuevo Sisbén 2004 en el Valle del Cauca”, *Economía, Gestión y Desarrollo*, 3:153-72.
- ALDERMAN, H.; BEHRMAN, J. R.; LAVY, V., and MENON, R. (1997). *Child nutrition, child health, and school enrollment: A longitudinal analysis*, Washington, D. C., Banco Mundial (Departamento de Investigaciones sobre Políticas de Desarrollo, División de Recursos Humanos y Lucha contra la Pobreza).
- BARRERA, A. (1990). “The Role of maternal schooling and its interaction with public health programs in child health production”, *Journal of Development Economics*, vol. 32.
- BECKER, S.; PETERS, D.; GRAY, R.; GULTIANO, C. and BLACK, R. (1993). “The determinants of use of maternal and child Health services in metro cebu, the Philippines”, *Health Transition Review*, 3(1).
- BECKER, G. (1965). “A theory of allocation of time”, 75:493-517
- BEHRMAN, J. (1993). “The economic rationale for investing in nutrition in developing countries”, *World Development*, 21(11):1749-72.
- (1996). “The impact of health and nutrition on education”, *The World Bank Research Observer*, 11(1):23-37.
- BERTRANOU, F.; DELAJARA, M. y AMIUNE, O. (2002). “Una función de producción de salud infantil para Argentina”, *Anales*

de la Asociación Argentina de Economía Política, [en línea] disponible en: <http://www.aaep.org.ar/espa/anales/autorindex.htm>, octubre 15 de 2005.

- BHARGAVA, A. (2001). "Nutrition, health and economic development: Some policy priorities", Ginebra, Organización Mundial de la Salud. Comisión sobre Macroeconomía y Salud, *Documento de Trabajo de la CMS, GT1*, no. 14.
- BHATIA, J. and CLELAND, J. (1995). "Determinants of maternal care in region of South India", *Health Transition Review*, vol. 5.
- BLANE, D. (1999). "The life course, the social gradient and health", in: *Social Determinants of Health*, eds. Marmot y Wilkinson, Oxford, pp. 64-80.
- BOROOAH, V. K. (2001). *Logit and probit: Ordered and Multinomial Models*. (Sage University Papers Series on Quantitative Application in the Social Sciences, serie no. 07-138), Thousand Oaks, CA: Sage.
- CABRER, B.; SANCHO, A. y SERRANO, G. (2001). *Microeconomía y decisión*, Madrid, Ediciones Pirámide.
- CALDWELL, J. (1990). "Cultural and social factors influencing mortality in developing countries", *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, n° 510.
- CEBU STUDY TEAM (1992). "A child health production function estimated from longitudinal data", *Journal of Development Economics*, 38:323-51.
- CONTRALORÍA GENERAL DE LA REPÚBLICA (2004). "Evaluación de la Política Social 2003", Bogotá, marzo 2004 [en línea abril de 2005], disponible en: <http://www.moirfranciscosquera.org/public/Evaluacion%20Politica%20Social%202003%20Contraloria.htm>

- CORMAN, H.; JOYCE, T. and GROSSMAN, M. (1987). "A cost - effectiveness analysis of strategies to reduce infant mortality", *National Bureau of Economic Research Working Paper* 2346, August.
- CROPPER, M. (1977) "Health, investment in health, and occupational choice", *The Journal of Political Economy*, 85:1273-1294.
- DAMMERT, A. (2001). "Acceso a servicios de salud y mortalidad infantil en el Perú", *Investigaciones Breves*. Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES), Lima.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A. and DETRAGIACHE, E. (2000). "Does deposit insurance increase banking system stability?", *World Bank Working Paper*.
- FLÓREZ, C.; RIBERO, R., and SAMPER, B. (2003). "Health, nutrition, human capital and economic growth in Colombia 1995-2000", *Documento CEDE*, no. 29.
- FORSTE, R. (1994). "The effects of breastfeeding and birth spacing on infant and child mortality in Bolivia", *Population Studies*, vol. 48.
- GAVIRIA, A. y PALAU, M. del M. (2006). "Nutrición y salud infantil en Colombia: determinantes y alternativas de política", Universidad de los Andes, CEDE y Facultad de Economía.
- GIRÓN, L. E.; OSORIO, A. M.; TOVAR, L. M.; AHUMADA, J. R. y AGUADO L. F. (2006). "Determinantes del uso de los servicios de salud materna en el Litoral Pacífico colombiano", *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 5(1).
- GLEWWE, P.; JACOBY, H. G. and KING, E. M. (2001). "Early childhood nutrition and academic achievement: A longitudinal analysis", *Journal of Public Economics*, no. 81.
- GONZÁLEZ, A. y RIBERO, R. (2005). "Determinantes de la calidad de los niños en términos de salud y educación en Colombia", *Documento CEDE*, no. 9.

- GRANTHAM-McGREGOR, S. M. and ANI, C. C. (2001). "Under-nutrition and mental development", Lausanne, Nestlé, *Nutrition Workshop Series Clinical Performance Programme*, no. 5.
- GREENE, W. (2003). *Econometric analysis*. Fifth edition, New Jersey, Pearson Education.
- GROSSMAN, M. (1972). "On the concept of health capital and the demand for health", *Journal of Political Economy*, 80(2):223-55.
- (1999). "The human capital model of the demand for health", *National Bureau of Economic Research*, working Paper no. 7078.
- GROSSMAN, M. and JOYCE, T. J. (1990). "Unobservables, pregnancy resolutions, and birthweight production functions in New York city", *Journal of Political Economy*, 80:223-55, [en línea] disponible en: <http://nber15.nber.org/papers/w2746.v5.pdf> (consulta en: octubre 1º de 2005).
- JEWELL, T.; TRIUNFO, P. y AGUIRRE, R. (2004a). "Impacto de los cuidados prenatales en el peso al nacer: el caso del Uruguay", Departamento de Economía, Universidad de la República, Documento no. 07/04, [en línea] disponible en: <http://decon.edu.uy/publica/2004/Doc0704.pdf>. (consulta en: junio 14 de 2005).
- (2004b). "Los factores de riesgo y el peso al nacer en Uruguay", Departamento de Economía, Universidad de la República, Documento no. 13/04, [en línea] disponible en: <http://decon.edu.uy/publica/2004/Doc1304.pdf> (consulta en: junio 14 de 2005).
- MADDALA, G. S. (1983). *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Nueva York: Cambridge Univ. Press.
- MUSHKIN, S. (1962). "Health as an investment", *Journal of Political Economy*, 2:129-57.

ORGANIZACIÓN MUNDIAL DE LA SALUD (2003). Social determinants of health: the social facts, second edition, Edited by Richard Wilkinson and Michael Marmot.

——— (2005). *Informe de la Salud en el Mundo*. Organización Mundial de la Salud (OMS).

PALLONI, A. (1985). “Health conditions in Latin America and policies for mortality change”, *Health Policy, Social Policy, and Mortality Prospects*, J. VALLIN y A. LÓPEZ, (eds.). Liege: Ordina Press.

PANIS, C. and LILLARD, L. (1995). “Child mortality in Malaysia: Explaining ethnic differences and the recent decline”, *Population Studies*, 49:463-78.

PROFAMILIA (2005). “Salud sexual y reproductiva en Colombia. Encuesta Nacional de Demografía y Salud 2005”, Bogotá, [en línea] disponible en: <http://www.profamilia.org.co/encuestas/index.htm>, (consulta en: marzo 3 de 2006).

RAMÍREZ, M.; GALLEGO, J., and SEPÚLVEDA, C. (2005). “The determinants of the health status in a developing country: Results from the colombian case”, *Lecturas de Economía*, no. 63, julio-diciembre.

REYNOLDS, H.; WONG, E., and TUCKER, H. (2006). “Adolescents’ use of maternal and child health services in developing countries”, *International Family Planning Perspectives*, vol. 32.

ROSENZWEIG, M. and SCHULTZ, P. (1982). “Child mortality and fertility in Colombia: Individual and community effects”, *Health Policy and Education*, 2(305).

——— (1983). “Estimating a household production function: Heterogeneity, the demand for health inputs, and their effects on birth weight”, *Journal of political Economy*, 91(5):723-46, October.

- ROSENZWEIG, M. and WOLPIN (1988). "Heterogeneity, intrafamily distribution, and child health", *The Journal of Human Resources*, XXIII-4.
- SANDOVAL, V. (2002). "Atención prenatal, parto iinstitucional y atención posparto en el Perú: efectos individuales y de la comunidad", trabajo final de graduación presentado a la Escuela de Estadística, para optar por el grado de Máster en Población y Salud. Ciudad Universitaria Rodrigo Facio San José - Costa Rica, [en línea] disponible en: <http://iussp2005.princeton.edu/download.aspx?submissionId=50273> (consulta en: febrero 5 de 2006).
- SCHMIDT, P. and STRAUSS, R. (1975). "The predicction of occupation using Multiple Logit Models", *International Economic Review*, 16, pp. 471-486.
- THOMAS, D. and STRAUSS, J. (1997). "Health and wages: Evidence on men and women in urban Brazil", *Journal of Econometrics*, 77(1):159-87.
- TOVAR, L. M. (2005). "Determinantes del estado de salud de la población colombiana", *Economía, Gestión y Desarrollo*, 3:125-51, octubre.
- TOVAR, L. M. y GARCÍA, G. A. (2006). "El Entorno Regional y la Percepción del Estado de Salud en Colombia, 2003" *Lecturas de Economía* No. 65, Julio-Diciembre, 177 - 207
- UNICEF (2004). *Ciudades para la niñez: los derechos de la infancia, la pobreza y la administración urbana*, Unicef, Colombia.
- VÁSQUEZ, E. (2005a). "Más libros, menos balas; más vacunas, menos perdigones. ¿Cómo vigilar el bienestar y el gasto social en la infancia?", Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico (CIUP), Lima, y Save the Children.
- (2005b). *Gasto social y niñez: limitaciones de una gestión. ¿Los niños primero?*, Observatorio por la infancia y la adolescencia. Universidad del Pacífico, Lima.

WOOLDRIDGE, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*, MIT Press.

ZAMBRANO, A. (2005). “Determinantes del estado de salud en Colombia y su impacto según área urbana y rural: una comparación entre 1997 y 2003”, tesis de Maestría en Economía, Facultad de Economía, Universidad del Rosario, en: *Macroeconomía y Salud en Colombia*, Observatorio de la Seguridad Social, Medellín, septiembre de 2005, año 4(11):5-7.

Anexo

Cuadro 1. Variables utilizadas en el análisis de regresión.

Variables	Definición
Dependiente:	
Z-talla	Es un indicador del estado nutricional del niño construido a partir de la talla estandarizada (z- score): 1 = desnutrición severa, 2 = desnutrición moderada, 3 = desnutrición leve, 4 = sin desnutrición.
Insumos para la producción de salud	
Infraestructura de la vivienda	1 = si la vivienda cuenta con pisos terminados o rústicos, tiene paredes de adobe o mampostería, y tiene acueducto urbano o rural. 0 = en otro caso.
Controles prenatales mínimos	1 = si la madre se hizo al menos cuatro controles prenatales. 0 = si la madre se hizo menos de cuatro controles prenatales.
Mes del primer control prenatal	1 = si la madre se hizo el primer control de embarazo el tercer mes o antes. 0 = si la madre se hizo el primer control de embarazo después del tercer mes.
Número de hijos menores de 5 años	1 = más de dos hijos, 0 = menos de dos hijos.
Edad del niño	Medida en meses
Sexo del niño	1 = hombre, 0 = mujer
IMC	Índice de masa corporal de la madre [peso/(altura en metros) ²]. Se agrupó en: 1 desnutrición, 0 nutrición normal-sobrepeso.
Determinantes	
Características individuales y del hogar	
Edad de la madre	Edad actual de la madre en años.
Nivel educativo de la madre	1 = ninguno, 2 = primaria, 3 = secundaria, 4 = superior.
Ocupación de la madre	1 = está empleada, 0 = no lo está.
Decisión sobre el cuidado médico de la madre	1 = la mujer decide sola o en compañía de otra persona. 2 = el esposo decide. 3 = otra persona decide.
Convivencia de la madre con la pareja	1 = vive con la pareja, 0 = no vive con la pareja.
Orden de nacimiento	Es el orden de los hijos que ha tenido la madre: 1 = primero, 2 = de 2 a 3, 3 = de 4 a 5, 4 = 6 y más.

(Continúa...)

Cuadro 1. Variables utilizadas en el análisis de regresión (...Continuación).

Educación de la pareja	Se refiere al máximo nivel educativo alcanzado por la pareja: 0 = ninguno, 1 = primaria, 2 = secundaria, 3 = superior.
Afiliación a un régimen de seguridad social en salud	1 = régimen contributivo: ISS, EPS. 2 = régimen subsidiado: ARS, empresa solidaria. 3 = régimen especial: fuerzas militares, policía, magisterio, Ecopetrol, Foncolpuertos. 4 = No afiliado.
Condición económica del hogar	Es un indicador del nivel de riqueza del hogar (según quintiles poblacionales de bienestar o riqueza): 1 = más bajo, 2 = bajo, 3 = medio, 4 = alto, 5 = más alto.
Medios de información	1 = hay radio y TV en el hogar, 0 = no hay.
Características regionales	
Regiones	0 = Atlántica, 1 = Oriental, 2 = Antioquia, 3 = Central, 4 = Valle sin Litoral Pacífico, 5 = Cauca y Nariño sin Litoral Pacífico, 6 = Litoral Pacífico, 7 = Bogotá, 8 = Orinoquia y Amazonia.
TMI	Tasa departamental de mortalidad de niños menores de 5 años (por mil).
Variables instrumentales para la especificación	
NBI	(%) departamental de hogares pobres con una o más necesidades básicas insatisfechas. (NBI).
AME	(%) departamental de atención médica o de enfermera en el embarazo.
Anticonceptivos	Uso de métodos anticonceptivos de la madre: 1 si usa, 0 no usa.

Fuente: Elaboración propia con base en ENDS 2005.

Cuadro 2. Determinantes de los insumos para la producción de salud infantil. Estimaciones modelos Logit.

		Infraestructura de la vivienda (adecuada)		Número de controles prenatales óptimos (4 controles)		Mes del primer control prenatal (mes 3 o antes)		Número de hijos menores de 5 años (máximo 2)	
		Coefficientes	Error Est.	Coefficientes	Error Est.	Coefficientes	Error Est.	Coefficientes	Error Est.
Seguridad social en salud (régimen contributivo)	Rég. subsidiado	-0,447	0,066	-0,276	0,096	-0,276	0,073	-0,502	0,123
	Rég. especial	-0,151	0,155	0,043	0,248	0,347	0,193	-0,205	0,286
	No afiliado	-0,221	0,069	-0,707	0,095	-0,450	0,074	-0,499	0,124
Educación	De la madre	0,353	0,041	0,403	0,047	0,101	0,042	0,271	0,055
	Del padre	0,240	0,032	0,294	0,037	0,163	0,032	0,065	0,045
Decisión sobre los cuidados médicos de la madre (la madre decide)	Esposo decide	-0,384	0,089	-0,201	0,093	-0,104	0,094	0,019	0,121
	Otra persona decide	-0,122	0,112	-0,436	0,114	-0,391	0,109	-0,010	0,146
Región (Bogotá)	Atlántica	-0,322	0,223	0,206	0,162	0,427	0,115	-0,204	0,206
	Oriental	-0,151	0,220	0,079	0,163	-0,011	0,116	-0,120	0,212
	Antioquia	-1,486	0,223	0,460	0,190	0,277	0,140	-0,134	0,237
	Central	-0,891	0,216	0,232	0,163	0,246	0,115	-0,058	0,207
	Valle sin L.P.	-1,088	0,236	0,633	0,208	0,419	0,147	0,020	0,256
	Cauca y Nariño sin L.P.	-0,041	0,233	0,419	0,194	0,266	0,144	0,209	0,247
	Litoral Pacífico (L.P.)	-1,705	0,254	0,426	0,219	0,342	0,159	-0,326	0,237
	Orinoquia y Amazonia	-0,919	0,230	-0,326	0,160	0,001	0,116	-0,069	0,210

(Continúa...)

Cuadro 2. Determinantes de los insumos para la producción de salud infantil. Estimaciones modelos Logit. (...Continuación).

Ocupación de la madre (<i>no trabaja</i>)	Trabaja	0,157	0,049	0,026	0,056	0,105	0,050	0,176	0,072
	Orden de nacimiento de los hijos	-0,227	0,036	-0,543	0,042	-0,404	0,039		
	Hogar con medios de información	0,343	0,048	0,226	0,057	0,118	0,050	-0,087	0,074
	Convivencia de la madre con la pareja (<i>no viven juntos</i>)	-0,346	0,062	0,242	0,068	0,280	0,062	0,155	0,088
	Edad madre	0,017	0,004	0,052	0,005	0,054	0,005	0,019	0,005
	Condición económica del hogar			0,194	0,033	0,122	0,027	0,278	0,041
	TMI niños < de 5 años	0,004	0,002	-0,006	0,002	-0,007	0,002	-0,009	0,002
	NBI	-0,080	0,003						
	AME			0,033	0,006				
	Anticonceptivos					0,176	0,054	0,246	0,076
Constante		4,926	0,286	-3,781	0,620	-0,796	0,221	0,768	0,322
Variables instrumentales para la especificación	N	11421		11247		10493		11421	
	Wald chi2	2320		1244		774,78		390	
	Prob>chi2	0,000		0,000		0,000		0,000	
	Pseudo R2	0,25		0,157		0,073		0,064	

Cuadro 3.	Modelo de producción de salud infantil Logit Multinomial.	Severa						Moderada						Ligera						Sin desnutrición					
		Severa			Moderada			Ligera			Sin desnutrición			Severa			Moderada			Ligera			Sin desnutrición		
		Coef.	Efec. Marg.		Coef.	Efec. Marg.		Coef.	Efec. Marg.		Coef.	Efec. Marg.		Coef.	Efec. Marg.		Coef.	Efec. Marg.		Coef.	Efec. Marg.		Coef.	Efec. Marg.	
Seguridad social en salud (régimen contributivo)	Rég. Subsidiado	0.596 (0.334)	0.008		0.149 (0.144)	0.009		0.032 (0.084)	0.001		-0.018 (0.018)														
	Rég. Especial	0.795 (0.645)	0.013		0.261 (0.332)	0.012		0.254 (0.162)	0.042		-0.067 (0.037)														
	No afiliado	-0.011 (0.331)	0.000		-0.074 (0.147)	-0.003		-0.102 (0.083)	-0.018		0.021 (0.017)														
Educación	De la madre	-0.159 (0.181)	-0.002		-0.201 (0.088)	-0.013		-0.034 (0.053)	-0.002		0.017 (0.011)														
	Del padre	0.227 (0.115)	0.003		0.081 (0.060)	0.004		0.046 (0.036)	0.007		-0.014 (0.008)														
Decisión sobre los cuidados médicos de la madre (la madre decide)	Esposo decide	-0.322 (0.284)	-0.004		-0.071 (0.149)	-0.007		0.163 (0.095)	0.036		-0.024 (0.021)														
	Otra persona decide	-0.674 (0.413)	-0.006		-0.426 (0.215)	-0.021		-0.218 (0.132)	-0.033		0.060 (0.026)														
(Continúa....)																									

Cuadro 3. Modelo de producción de salud infantil Logit Multinomial (...Continuación).

Región (<i>Bogotá</i>)	Atlántica	-0,482 (0,442)	-0,005	-0,364 (0,230)	-0,018	-0,272 (0,139)	-0,044	0,067 (0,028)
	Oriental	-1,153 (0,403)	-0,010	-0,737 (0,201)	-0,032	-0,609 (0,125)	-0,095	0,137 (0,022)
	Antioquia	-0,880 (0,526)	-0,008	-0,285 (0,243)	-0,011	-0,384 (0,154)	-0,063	0,082 (0,028)
	Central	-1,028 (0,408)	-0,009	-0,696 (0,208)	-0,032	-0,505 (0,127)	-0,079	0,120 (0,023)
	Valle sin L.P.	-1,513 (0,675)	-0,011	-0,587 (0,246)	-0,023	-0,717 (0,156)	-0,110	0,144 (0,024)
	Cauca y Nariño sin L.P.	0,266 (0,428)	0,003	0,425 (0,225)	0,028	0,190 (0,148)	0,027	-0,057 (0,033)
	Litoral Pacífico (L.P.)	-1,412 (0,668)	-0,010	-1,219 (0,333)	-0,047	-0,773 (0,199)	-0,114	0,170 (0,029)
	Orinoquia y Amazonia	-1,118 (0,507)	-0,010	-0,659 (0,245)	-0,029	-0,576 (0,151)	-0,091	0,129 (0,027)
	Trabaja	0,177 (0,183)	0,002	0,267 (0,091)	0,017	0,037 (0,056)	0,001	-0,021 (0,012)
	Ocupación de la madre (<i>no trabaja</i>)							

(Continúa....)

Cuadro 3.	Modelo de producción de salud infantil Logit Multinomial (...Continuación).						
Otras características individuales y del hogar	Hogar con medios de información	-0,131 (0,184)	-0,002	-0,116 (0,089)	-0,007	-0,034 (0,054)	0,013 (0,011)
	Convivencia de la madre con la pareja (<i>no viven juntos</i>)	0,580 (0,227)	0,006	0,605 (0,114)	0,031	0,329 (0,071)	-0,087 (0,014)
	Edad madre	0,020 (0,015)	0,000	0,018 (0,008)	0,001	0,021 (0,005)	-0,005 (0,001)
	TMI niños < de 5 años	-0,012 (0,007)	0,000	-0,011 (0,004)	-0,001	-0,005 (0,002)	0,002 (0,0005)
Variables instrumentales	P(vivienda)	0,778 (0,617)	0,010	0,341 (0,284)	0,019	0,162 (0,175)	-0,051 (0,036)
	P(controles)	-3,032 (1,860)	-0,043	-0,156 (0,939)	-0,019	0,614 (0,601)	-0,072 (0,126)
	P(mes control)	-3,026 (2,548)	-0,021	-4,963 (1,266)	-0,250	-4,065 (0,783)	0,962 (0,165)
	P(hijos)	-4,857 (2,902)	-0,058	-3,035 (1,611)	-0,174	-1,234 (1,038)	0,398 (0,216)
							(Continúa....)

Cuadro 3. Modelo de producción de salud infantil Logit Multinomial (...Continuación).

Género del niño (<i>mujer</i>)	0,176 (0,153)	0,002	0,226 (0,078)	0,014	0,058 (0,048)	0,006	-0,022 (0,010)
Edad del niño (en meses)	0,006 (0,004)	0,00003	0,015 (0,002)	0,001	0,011 (0,001)	0,002	-0,003 (0,0003)
IMC	0,319 (0,338)	0,003	0,464 (0,172)	0,030	0,229 (0,112)	0,034	-0,067 (0,025)
Constante	4,338 (2,116)		3,735 (1,226)		2,027 (0,790)		
N	9,639				767,72		
Pseudo R2	0,046				0,000		

Fuente: Cálculos propios. Procesamiento de ENDS 2005.

Nota: En paréntesis y cursiva aparecen las categorías de referencia. Los errores estándar en paréntesis se estimaron robustos a la heteroscedasticidad.

